

Tendência estocástica do produto no Brasil: efeitos das flutuações da taxa de crescimento da produtividade e da taxa de juro real*

ELCYON CAIADO ROCHA LIMA**

HEDIBERT FREITAS LOPES***

AJAX R. B. MOREIRA****

PEDRO L. VALLS PEREIRA*****

Depois do crescimento acelerado e contínuo da década de 70, a economia brasileira passou, na década seguinte, por um período de grande instabilidade na sua taxa anual de crescimento. Este artigo investiga em que medida os períodos de estagnação e expansão da economia do país podem ser explicados por dois tipos de choques considerados exógenos e persistentes: um de juro real e outro de produtividade.

A metodologia econométrica que adotamos é discutida detalhadamente em King et alii (1991) e Mellander et alii (1992) e pode ser vista como um aperfeiçoamento dos procedimentos de estimação e identificação das equações estruturais usualmente adotados nos modelos Auto-Regressivos Vetoriais (VAR).

Obtivemos evidências de que a tendência do PIB é estocástica e é afetada por dois tipos de choques básicos: um de juro real e outro de produtividade. Mostramos ainda que um choque positivo de juro real afeta a composição do produto, reduzindo a relação investimento/PIB.

1 - Introdução

Depois do crescimento acelerado e contínuo da década de 70, a economia brasileira passou, na década seguinte, por um período de grande instabilidade na sua taxa anual de crescimento. Além disso, a taxa de crescimento acumulada na década de 80 foi nitidamente inferior à observada na década anterior. Este artigo pretende investigar em que medida os períodos de estagnação e expansão da economia do país podem ser explicados

* Os autores agradecem o suporte financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). São também gratos a Ingrid S. Valda, por sua colaboração na execução de alguns testes estatísticos e na elaboração de gráficos e tabelas.

** Da Diretoria de Pesquisa do IPEA e da Universidade Santa Úrsula.

*** Da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) e da Universidade Federal Fluminense (UFF).

**** Do Serpro, lotado na Diretoria de Pesquisa do IPEA.

*****Da Universidade de São Paulo (USP) e da Universidade de Campinas (Unicamp).

por dois tipos de choques considerados exógenos: um que afeta a previsão de longo prazo da taxa de juro real (*choque permanente de juro real*) e outro que afeta a previsão de longo prazo da taxa de crescimento da produtividade (*choque permanente da taxa de crescimento da produtividade*). Em outras palavras, será investigado o impacto destes choques sobre os movimentos de curto e longo prazos do PIB real. Essas questões se inserem nas discussões recentes sobre a importância das alterações da taxa de juro real, para explicar as mudanças no potencial de crescimento do país. Além disso, a tese de que boa parte da flutuação macroeconômica se deve aos choques exógenos da taxa de crescimento da produtividade é a mais polêmica e interessante da pesquisa recente sobre o ciclo de negócios [ver, a este respeito, Kydland e Prescott (1982)].

A macroeconomia tradicional considera as flutuações no nível de produção agregada como temporárias em torno de uma tendência determinística.¹ Segundo este ponto de vista, choques exógenos não têm efeito na previsão de longo prazo da produção agregada da economia. Numa interpretação *naive* dessa visão, os períodos de expansão e estagnação da economia brasileira são explicados por flutuações temporárias em torno de uma tendência determinística de crescimento da economia. Numa interpretação menos simplista, esta flutuação pode parcialmente decorrer de alterações da tendência determinística.

Essa visão tradicional foi recentemente desafiada pelos integrantes da chamada econometria da raiz unitária [Nelson e Plosser (1982), Campbell e Mankiw (1987) e Cochrane (1990)], que consideram as flutuações do PIB real melhor caracterizadas como sendo temporárias em torno de uma tendência estocástica. Segundo esta visão, as flutuações no PIB real são na verdade resultantes de uma combinação de choques com efeito permanente no nível de atividade (choques na tendência estocástica) e com efeito temporário (choques no componente estacionário).

Coerente com essa última visão, neste artigo postulamos que há dois tipos básicos de choques considerados exógenos que impactam a tendência estocástica do PIB real: um choque permanente de juro real e um choque permanente da taxa de crescimento da produtividade, ambos com efeitos na previsão de longo prazo (efeitos permanentes) do nível de atividade. Portanto, estes choques, além de seus impactos de curto prazo, afetam a previsão de longo prazo da produção agregada da economia. Acreditamos que a investigação da resposta da economia a estes choques possa auxiliar no entendimento dos movimentos de curto e longo prazos da produção agregada do país.

A metodologia econométrica que adotamos é discutida detalhadamente em King *et alii* (1991) e Mellander *et alii* (1992), e pode ser vista como um aperfeiçoamento dos procedimentos de estimação e identificação das equações estruturais adotados nos modelos Auto-Regressivos Vetoriais (VAR), originalmente propostos por Sims (1980). O aperfeiçoamento do procedimento de estimação decorre do uso dos resultados dos testes, propostos por Johansen (1988), para detectar a presença de tendências estocásticas comuns nas variáveis (co-integração). Estas tendências comuns impõem restrições nos coeficientes do VAR que podem ser facilmente introduzidas através do uso de um modelo

¹ A definição natural de tendência (determinística ou estocástica), é considerá-la igual à previsão de longo prazo da variável [Harvey (1989, Cap. 6)].

Vetorial de Correção de Erros (VEC) [Engle e Granger (1987)]. O procedimento de identificação das equações estruturais é melhorado porque, além de estimarmos um modelo estrutural não-recursivo — como em Sims (1986), Bernanke (1986) e Fackler (1988) —, utilizamos as propriedades de longo prazo das variáveis como guia na escolha das restrições necessárias para se obter a identificação do modelo estrutural, conforme proposto inicialmente por King *et alii* (1991).

Na seção seguinte explicitamos os fundamentos teóricos nos quais o artigo se baseia e descrevemos sumariamente como as propriedades de longo prazo do modelo podem ser utilizadas para se obter a sua identificação, bem como a metodologia econométrica adotada. Na Seção 3 apresentamos os procedimentos de obtenção dos modelos, a ordem de integração das variáveis envolvidas e a existência, ou não, de relações de co-integração. Os resultados estruturais obtidos são apresentados na Seção 4 e as conclusões na Seção 5.

2 - Metodologia

2.1 - Fundamentação teórica: crescimento equilibrado, choque permanente de juro real e co-integração

Nesta seção, a hipótese de crescimento equilibrado, comum a toda uma classe de modelos do ciclo real de negócios [Kydland e Prescott (1982)], é flexibilizada. Admitimos que choques que afetam a previsão de longo prazo da taxa de juro real² (choques permanentes de juro real) possam desviar a economia de uma trajetória de crescimento equilibrado. Explicitamos a seguir o que se define como crescimento equilibrado e como a flexibilização mencionada pode ser testada através das propriedades de co-integração das variáveis.

Mais especificamente, o crescimento é dito equilibrado quando o produto *per capita* (y) e o investimento *per capita* (i) apresentam tendência, mas o mesmo não acontece com a relação i/y . Em outras palavras, diz-se que as duas variáveis possuem uma tendência comum, ou seja, i e y podem apresentar ajustes dinâmicos diferentes no curto prazo, mas no longo prazo a relação anterior (i/y) não apresenta tendência. Nesses modelos, adota-se em geral a hipótese de que a produtividade total dos fatores de produção é exógena e o logaritmo dessa variável segue um passeio aleatório com *drift*. Por exemplo, admitindo-se que o produto é obtido através de uma função de produção com rendimentos constantes de escala e do tipo Cobb-Douglas, obtém-se:

2 Note-se que neste caso estamos implicitamente admitindo que a taxa de juro real é $k(1)$.

$$Y_t = \lambda_t K_t^{1-\alpha} N_t^\alpha \quad (1)$$

onde:

Y_t = produto real;

K_t = estoque de capital;

N_t = quantidade de trabalho; e

λ_t = produtividade total dos fatores.

A produtividade total dos fatores é determinada por:

$$\log \lambda_t = \mu + \log \lambda_{t-1} + \xi_t \quad (2)$$

onde ξ_t é *i.i.d.* com média zero e variância σ .

Nos modelos mencionados, as hipóteses adotadas a respeito da produtividade total dos fatores tornam i (investimento *per capita*, $i = I/N$) e y (produto *per capita*, $y = Y/N$) integráveis de primeira ordem, $I(1)$, mas a relação i/y continua sendo estacionária, $I(0)$. Ou seja, em outras palavras, as realizações de ξ_t , denominadas *choques permanentes da taxa de crescimento da produtividade ou choques de crescimento equilibrado*,³ afetam as previsões de longo prazo (isto é, as tendências) de i e y mas não afetam a previsão de longo prazo de i/y . Neste caso existe crescimento equilibrado e as duas variáveis (i e y) apresentam uma tendência estocástica comum. A hipótese de crescimento equilibrado é testável e implica a co-integração [Engle e Granger (1987)] de $\log i$ e $\log y$.

Neste artigo, a hipótese de crescimento equilibrado é flexibilizada para permitir que o choque que afeta a previsão de longo prazo (isto é, a tendência) da taxa de juro real, denominado *choque permanente de juro real ou choque de juro real*, possa ter impacto na previsão de longo prazo de i/y . Neste caso, admitimos que, quando não há choque de juro real, não existirá mudança na previsão de longo prazo da relação i/y , embora tanto i quanto y continuem apresentando tendência. Ou seja, os choques de crescimento equilibrado afetam a tendência estocástica de i e y , mas não mudam a tendência estocástica da taxa de juro real (isto é, a previsão de longo prazo da taxa de juro real) e não afetam a previsão de longo prazo de i/y . Os choques de juro real afetam as previsões de longo prazo (isto é, tendência estocástica) de i e y , mas não geram crescimento equilibrado e podem afetar a previsão de longo prazo da relação i/y . Então, consideran-

3 Se a tecnologia utilizada pela economia puder ser aproximadamente descrita por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, então o *resíduo de Solow* tem a interpretação conveniente de ser exatamente igual a ξ_t .

do-se um modelo linear nos logs, a seguinte relação entre as variáveis deverá prevalecer no longo prazo (relação de co-integração):

$$\log i + \beta \log j - \log y = \text{termo constante} + \text{resíduo} \quad (3)$$

onde $j = 1 + \text{taxa de juro real}$.

Se a hipótese anterior — expressa na equação (3) — é verdadeira, não haverá co-integração entre $\log i$ e $\log y$, mas haverá co-integração entre $\log i$, $\log j$ e $\log y$ com coeficientes $(1, \beta, -1)$. Um VAR no qual entram i , j e y pode ser visto como uma aproximação log-linear de todos os modelos do ciclo real de negócios nos quais os choques na taxa de crescimento da produtividade não desviam a economia de uma trajetória de crescimento equilibrado, mas os choques permanentes de juro real podem provocar alterações na previsão de longo prazo da relação iy .

Nos modelos neoclássicos de crescimento mencionados, o choque que tem o mesmo impacto em i e y — ξ , na equação (2) — decorre exclusivamente de alterações exógenas na taxa de crescimento da produtividade, e é aqui denominado choque de *crescimento equilibrado*. Além desse choque, admitimos a presença de um *choque permanente de juro real* que pode impactar de forma diferente a tendência do produto *per capita* (y) e do investimento *per capita* (i). Desta forma, no nosso artigo postulamos que os choques na tendência estocástica de i e y são uma combinação de dois tipos de choques permanentes: um choque de crescimento equilibrado e um choque de juro real.

2.2 - Identificação

Como já foi mencionado, um VAR no qual entrem i , j , e y é uma aproximação log-linear de todos os modelos do ciclo real de negócios, nos quais os choques na taxa de crescimento da produtividade geram crescimento equilibrado mas alterações permanentes da taxa de juro real provocam alterações na relação iy no longo prazo.

A identificação parcial do modelo estrutural (VAR estrutural) é obtida através da imposição de restrições sobre as variâncias e covariâncias das inovações estruturais, sobre a co-integração das variáveis e sobre a resposta das três variáveis do modelo, no longo prazo, aos choques de crescimento equilibrado e de juro real. O procedimento adotado é idêntico ao utilizado em King *et alii* (1991) e é sumariamente descrito na Subsecção 2.2.2. Na Subsecção 2.2.1 iniciamos a discussão sobre identificação e apresentamos algumas representações alternativas das formas estrutural e reduzida do modelo.

2.2.1 - Identificação do modelo e algumas representações alternativas da forma estrutural e da forma reduzida

Representação VAR

Seja $x_t = (\log i_t, \log j_t, \log y_t)$. O nosso modelo na forma estrutural, na representação VAR, pode ser expresso por :

$$A(L)x_t = \mu + \phi D_t + v_t \quad (4)$$

onde: $A(L) = A_0 - \sum_{i=1}^p A_i L^i$; D_t é um vetor de variáveis determinísticas; e $v'_t = [v_t^p \ v_t^r]$, com v_t^p de dimensão $k \times 1$ e $k = n - r = 2$ ($n = 3$ é o número de variáveis do modelo, r é o número de relações de co-integração e, como visto anteriormente, $r=1$). Além disto:

$$\text{Var}(v_t) = \Omega = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & \Omega_T \end{bmatrix}$$

onde I_k é matriz identidade de dimensão k e $E(v_t v'_s) = 0, \forall t \neq s$

O modelo na forma reduzida é representado por:

$$B(L)x_t = \rho + \theta D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde:

$$\rho = A_0^{-1} \mu; \theta = A_0^{-1} \phi; B(L) = A_0^{-1} A(L); \varepsilon_t = A_0^{-1} v_t; \text{var}(\varepsilon_t) = \Sigma.$$

Note-se que existe uma relação entre Σ e Ω , dada pela seguinte equação:

$$A_0 \Sigma A_0' = \Omega \quad (6)$$

Quando as restrições que permitem identificar o modelo estrutural são impostas apenas em A_0 , é possível obter as estimativas dos parâmetros do modelo estrutural a partir da estimação dos parâmetros do modelo na forma reduzida. Basta para isto que os parâmetros contidos em A_0^{-1} (ou A_0) sejam também estimados. Mostraremos na Subsecção

2.2.2 que a estimação de alguns parâmetros de A_0 nos permitirá obter as respostas das variáveis aos choques de juro real e crescimento equilibrado. As restrições impostas à matriz A_0 , à $\text{Var}(v_t)$ e à relação de co-integração encontrada permitirão chamar as realizações do primeiro componente do vetor v_t — que tem dimensão 3×1 — de choques de *crescimento equilibrado*; as do segundo, de choques de *juro real*; e as do terceiro, de choques *transitórios*, já que não afetarão as previsões de longo prazo das variáveis.

A representação VAR não permite introduzir facilmente as restrições impostas pela existência de co-integração e, neste caso, é conveniente a utilização da representação VEC.

Representação VEC

Dadas as hipóteses anteriores, cada elemento de x_t é $I(1)$. Então, se existe co-integração entre as variáveis, o modelo na forma estrutural — equação 4 — ou na forma reduzida — equação 5 — é mais facilmente estimado na representação VEC utilizando o procedimento proposto por Johansen (1988). O vetor de co-integração, considerando-se as restrições expostas anteriormente, é da forma $(1, \beta, -1)'$. As representações VEC do modelo nas suas formas estrutural e reduzida encontram-se, respectivamente, nas equações (7) e (8) apresentadas a seguir:

$$G(L) \Delta x_t = \mu + \phi D_t - \gamma^* \alpha' x_{t-1} + v_t \quad (7)$$

$$H(L) \Delta x_t = \rho + \theta D_t - \gamma \alpha' x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde: $H(L) = A_0^{-1} G(L)$; $H(0) = I$; $\gamma = A_0^{-1} \gamma^*$; $A(L) = G(L)(1 - L) + A(1)L$; $A(1) = A_0 - \sum_{i=1}^p A_i = \gamma^* \alpha'$; $\alpha = (1, \beta, -1)'$, vetor de co-integração; e $\alpha' x_t$, relação de co-integração.

As matrizes γ e α são $n \times r$ e têm posto r , onde r é o número de relações de co-integração existente entre as variáveis. Já $\alpha' x_t$ é estacionária, $I(0)$ e dá o desvio das variáveis em relação à sua trajetória de longo prazo (isto é, é a relação de co-integração).

Representação em médias móveis

Uma vez que Δx_t é estacionária, existem as representações de Wold dos modelos (7) e (8), apresentadas respectivamente nas equações (9) e (10):

$$\Delta x_t = \delta + R(L) \phi D_t + R(L) v_t \quad (9)$$

$$\Delta x_t = \delta + C(L) \theta D_t + C(L) \varepsilon_t \quad (10)$$

onde: $\delta = C(1) \rho = R(1) \mu$; $C(1) = \sum_i C_i$; $R(1) = \sum_i R_i$; $C(0) = I$; e $R(L) = C(L) A_0^{-1}$.

É importante notar que $C(1)$ e $R(1)$ são, respectivamente, as matrizes dos multiplicadores de longo prazo do modelo na forma reduzida e na forma estrutural. Da relação $R(L) = C(L) A_0^{-1}$ pode-se ainda obter :

$$R(1) = C(1) A_0^{-1} \quad (11)$$

Representação de Beveridge e Nelson

Integrando-se a equação (10), obtemos:

$$x_t = x_0 + (1 + L + \dots + L^{t-1}) \delta + C(L) (1 + L + \dots + L^{t-1}) [\theta D_t + \varepsilon_t]$$

Pondo-se $C(L) (1 + L + \dots + L^{t-1}) = C^*(L) + C(1) (1 + L + \dots + L^{t-1})$, então a equação anterior pode ser reescrita na forma seguinte:

$$x_t = x_0 + \delta_t + C(1) (1 + L + \dots + L^{t-1}) [\theta D_t + \varepsilon_t] + C^*(L) [\theta D_t + \varepsilon_t]$$

Esta equação é a representação de Beveridge e Nelson da forma reduzida do modelo,⁴ podendo ser apresentada da seguinte forma alternativa:

$$x_t = x_0 + C(1) \tau_t + C^*(L) [\theta D_t + \varepsilon_t] \quad (12)$$

$$\tau_t = \rho + \theta D_t + \tau_{t-1} + \varepsilon_t$$

Na representação anterior $x_0 + C(1) \tau_t$ é o componente não-estacionário (tendência de longo prazo) de x_t e $C^*(L) [\theta D_t + \varepsilon_t]$ é o componente estacionário de x_t .

A representação de Beveridge e Nelson do modelo na forma estrutural é obtida a partir da equação (12), lembrando-se que $v_t = A_0 \varepsilon_t$ e pondo-se $\xi_t = A_0 \tau_t$:

4 Maiores detalhes a este respeito podem ser encontrados em Stock e Watson (1988).

$$x_t = x_0 + R(1) \xi_t + R^*(L) [\phi D_t + v_t] \quad (13)$$

$$\xi_t = \mu + \phi D_t + \xi_{t-1} + v_t$$

onde: $R(1) = C(1) A_0^{-1}$; $R^*(L) = C^*(L) A_0^{-1}$; e $\delta = C(1) \rho = R(1) \mu$

Como $\alpha' x_t$ é estacionário de (12) e (13), obtemos:

$$\alpha' C(1) = 0 \text{ e } \alpha' R(1) = 0 \quad (14)$$

2.2.2 - As restrições sobre os impactos de longo prazo das inovações estruturais e a estimação parcial do modelo estrutural

Note-se que $R(1)$, a matriz dos multiplicadores de longo prazo do modelo estrutural, é de posto $n - r = k = 2$ e pode, portanto, ser colocada na forma $R(1) = [P \ 0]$, onde P é $n \times k$ (isto é, 3×2). Esta restrição permite identificar as inovações dos dois primeiros elementos de n_t como as que têm efeitos permanentes sobre x_t e as do último elemento como as que apresentam apenas efeitos transitórios. A identificação e a estimação de P , isto é, de $R(1)$, como mostraremos a seguir, nos permitem identificar e estimar parcialmente A_0 e obter os efeitos sobre x_t dos choques estruturais com efeitos permanentes.

Restrições adicionais sobre $R(1)$:

$$R(1) = \begin{bmatrix} ad & cf & 0 \\ d & 0 & 0 \\ bd & f & 0 \end{bmatrix}$$

onde: a, b, c, d e f são parâmetros a estimar; d e f são parâmetros positivos; e a primeira, segunda e terceira linhas da matriz $R(1)$ dão as respostas, respectivamente, de $\log i$, $\log j$ e $\log y$ aos choques de juro real, crescimento equilibrado e transitório.

Resumo das restrições adicionais

- o primeiro elemento de v_t é um choque com efeito permanente na taxa de juro real ($d > 0$) que pode afetar o investimento (se $a \neq 0$) e o PIB real (se $b \neq 0$) no longo prazo;
- o segundo elemento de v_t é um choque com efeito permanente no PIB ($f > 0$) que pode ter efeito semelhante (se $c = 1$) ou não no investimento e não afeta o juro real no longo prazo; e

- o terceiro elemento de v_t é um choque com efeitos transitórios sem nenhum efeito duradouro em x_t .

Ponha-se $P = P_0 \pi$, onde: $P = \begin{bmatrix} ad & cf \\ d & 0 \\ bd & f \end{bmatrix}$, $P_0 = \begin{bmatrix} a-bc & c \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$ e $\pi = \begin{bmatrix} d & 0 \\ bd & f \end{bmatrix}$

Então:

$$R(1) = \begin{bmatrix} ad & cf & 0 \\ d & 0 & 0 \\ bd & f & 0 \end{bmatrix} = [P \ 0] = [P_0 \ \pi \ 0]$$

De (14), $\alpha' R(1) = 0 \Rightarrow \alpha' P_0 = 0$. Dado α , esta última relação nos permite estimar P_0 :

$$P_0 = \begin{bmatrix} -\beta & 1 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

onde o parâmetro β é o mesmo da relação de co-integração. Note-se ainda que o elemento da primeira linha e segunda coluna de P_0 é igual a 1 e, portanto, $c = 1$. Então, pode-se dizer que o segundo choque permanente é um choque de crescimento equilibrado.⁵

No que se segue procuramos demonstrar que dado P_0 é possível estimar π e, portanto, P , ou seja, $R(1)$. Conhecendo-se P_0 e π é também possível estimar as primeiras k linhas de A_0 (lembrando que, por hipótese, $k = 2$). Seja:

$$A_0 = \begin{bmatrix} \pi^{-1} M \\ T \end{bmatrix}$$

Então, de (6) obtemos:

$$\begin{bmatrix} M \Sigma M' & T \Sigma M' \\ M \Sigma T' & T \Sigma T' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi \pi' & 0 \\ 0 & T \Sigma T' \end{bmatrix} \quad (15)$$

⁵ Note-se que as restrições impostas à relação de co-integração afetam o valor estimado de P_0 e portanto de P .

Ou seja, conhecendo M podemos estimar π através da decomposição de Cholesky de $M\Sigma M'$. De (11), $C(1) = R(1)A_0 = [P_0 \pi \ 0]A_0 = P_0 M$. Então, $C(1) = P_0 M$ e, portanto:

$$M = (P_0' P_0)^{-1} P_0' C(1) \quad (16)$$

Sintetizando, utilizamos (16) para obtermos M , e (15) nos permite obter π através da decomposição de Cholesky de $M\Sigma M'$. Dado P_0 obtemos M e π e, portanto, estimamos $R(1)$ e as primeiras k linhas de $A(0)$.⁶

Da equação (6), $A_0^{-1} = \Sigma A_0' \Omega^{-1}$. Como Ω^{-1} é bloco diagonal, obtemos:

$$A_0^{-1} = [\Sigma M' (\pi')^{-1} \quad \Sigma T' \Omega_T^{-1}]$$

Como $\varepsilon_t = A_0^{-1} v_t$, chegamos à seguinte equação:

$$\varepsilon_t = \Sigma M' (\pi')^{-1} v_t^P + \Sigma T' \Omega_T^{-1} v_t^T \quad (17)$$

A resposta de x_t aos choques permanentes em v_t^P pode ser obtida utilizando-se a equação (17) e, por exemplo, a equação (10).

3 - Verificação empírica

Foram utilizadas, no modelo, as seguintes variáveis: o logaritmo do produto interno bruto real *per capita* trimestral ($\log y$), o logaritmo do nível de investimento *per capita*⁷ trimestral ($\log i$)⁸ e o logaritmo de $1 +$ taxa de juro real ($\log j$).⁹ Os dados referem-se ao primeiro trimestre de 1975 até o último trimestre de 1992.

6 É fácil demonstrar que a decomposição particular escolhida para P não afeta a estimação das primeiras k linhas de A_0 , já que $\pi^{-1} M = (P'P)^{-1} P' C(1)$.

7 O PIB e o investimento foram obtidos das séries trimestrais publicadas pelo IPEA, e a sua medida em termos *per capita* foi calculada admitindo que a taxa de crescimento da população se manteve constante ao longo dos trimestres de cada ano.

8 O nível de investimento real foi calculado através da soma ponderada da produção de insumos para construção civil e a produção de bens de capital. Não foram incluídas as importações e as exportações de bens de capital como um índice de *quantum*, cujas mensurações não são de boa qualidade.

9 A taxa de juro real trimestral foi calculada a partir da taxa de juro nominal do *overnight* até 1989 e da taxa Selic a partir de 1990, deflacionadas pela taxa de variação do IGP-DI centrada no dia 30. A este valor foi somado 1 para permitir a transformação logarítmica posterior.

A seguir descrevemos os testes sobre a ordem de integração das variáveis e sobre o número de relações de co-integração. As séries estão apresentadas no Gráfico 1, juntamente com os resultados numéricos e os pontos críticos dos testes. Os testes de raiz unitária foram feitos considerando os seguintes modelos alternativos para cada componente x_{it} de x_i :

$$x_{it} = \rho x_{it-1} + w_t \quad (18)$$

$$x_{it} = \alpha + \rho x_{it-1} + w_t \quad (19)$$

$$x_{it} = \alpha + \beta_t + \rho x_{it-1} + w_t \quad (20)$$

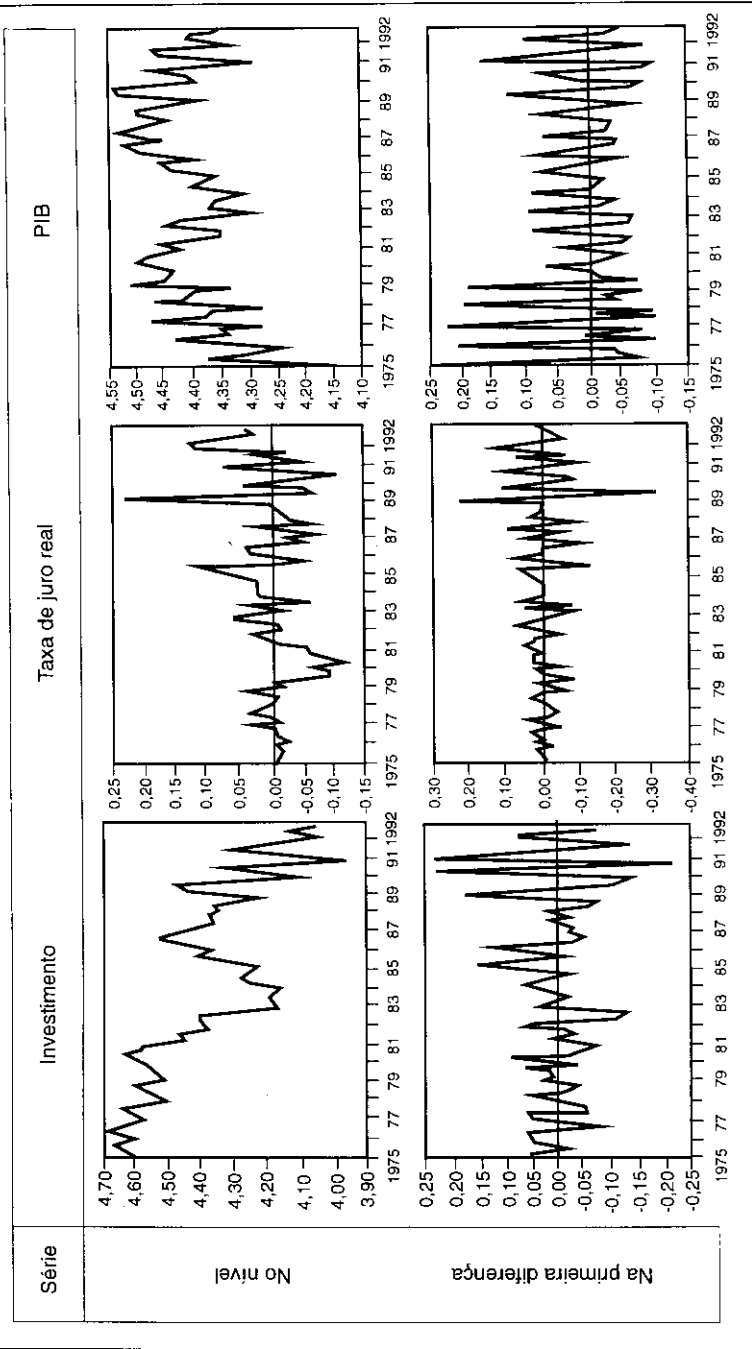
As estatísticas $t(\tau, \tau_\mu$ e τ_τ), referentes, respectivamente, aos modelos alternativos (18), (19) e (20), são utilizadas para testar $H_0: \rho = 1$. Vale lembrar que as distribuições destas estatísticas não são distribuições padrões, não podendo-se empregar a teoria da distribuição assintótica. Os valores críticos, portanto, foram obtidos por experimentos Monte Carlo e estão apresentados em Dickey e Fuller (1979 e 1981).

Aplicamos esses testes às séries mencionadas anteriormente, e os mesmos apontaram fortemente para a presença de raiz unitária tanto para y quanto para i , mas o mesmo não aconteceu para j , que foi reconhecida como estacionária, o que prejudica a utilização do modelo anteriormente exposto. No entanto, como apontado por Blough (1988) e Cochrane (1991) em amostras finitas, qualquer processo $I(1)$ pode ser aproximado arbitrariamente bem (no sentido de que a estrutura das autocovariâncias será arbitrariamente próxima) por um processo $I(0)$, e vice-versa. Em amostras finitas [ver Campbell e Perron (1991)], qualquer teste de raiz unitária contra alternativas tendência-estacionárias não deverá ter potência maior do que o tamanho do teste (o mesmo valendo para testes de estacionariedade contra a alternativa raiz unitária). Este último resultado indica a possibilidade de se chegar a conclusões incorretas se o Processo Gerador dos Dados pertencer a um subconjunto particular do espaço dos parâmetros. Baseados nesta última afirmação, preferimos continuar aceitando que a taxa de juro real é $I(1)$, conforme postulado pelo nosso modelo teórico.

Para reforçar o argumento de que a taxa de juros é $I(1)$, fizemos um outro teste. Supondo-se que os logaritmos da taxa de inflação (INF) e dos juros nominais são $I(1)$,¹⁰ foi testada a hipótese de estas variáveis co-integrarem com a restrição de que os seus coeficientes sejam unitários e de sinal contrário. Esta hipótese foi rejeitada, o que implica

¹⁰ De fato, o teste apontou que estas variáveis são integradas de ordem zero em torno de uma tendência determinística. No entanto, quando não se admite a presença de tendência determinística, a hipótese $I(1)$ é aceita. Em amostras finitas há um viés a favor da rejeição da hipótese $I(1)$ quando o número de regressores determinísticos, que não fazem parte do processo gerador dos dados, aumenta [ver Campbell e Perron (1991)].

Gráfico 1
Séries estudadas no nível e na primeira diferença — 1975/92



que a razão entre o juro nominal e a taxa de inflação, ou seja, o juro real, não é estacionária. Isto mostra uma inconsistência entre esse teste e o anterior, o que nos torna mais confiantes em admitir que a taxa de juro real é $I(1)$.

O procedimento de Johansen para identificar o número (r) de relações de co-integração relevantes¹¹ e estimar a forma reduzida de um modelo VEC, com $p-1$ defasagens (onde p é a ordem do VAR), admite que x_t é um vetor com n variáveis, onde cada variável é $I(1)$, suas p primeiras observações são fixas e D_t é um vetor de *dummies* sazonais. Assim, o modelo na forma reduzida e na representação VEC é dado por:

$$H(L) \Delta x_t = \rho + \theta D_t - \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = -H_1 \Delta x_{t-1} - \dots - H_{p-1} \Delta x_{t-p+1} - \Pi x_{t-1} + \rho + \theta D_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

onde $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon'_{t+h}) = 0, \forall h \neq 0$.

A principal hipótese que se considera é a de que existem r vetores co-integrados, ou seja, $H_0 : \Pi = \gamma \alpha$, onde γ e α são matrizes $n \times r$. A forma de estimação dos parâmetros do modelo anterior é concentrar a função de verossimilhança em relação aos parâmetros da matriz Π , e então maximizá-la. Nesse procedimento, os autovetores de certa matriz bem definida, correspondem às relações de co-integração, quando estas existirem, e o número das relações de co-integração é obtido a partir do número de autovalores significativamente diferentes de zero. Os testes estatísticos também não têm distribuição padrão.¹²

Sob a hipótese $H_0 : \Pi = \gamma \alpha'$ uma outra hipótese de interesse é saber se existe alguma restrição (restrições) nos vetores co-integrados. Essa hipótese é formulada como $H_0 : \alpha = H \alpha^*$, onde H é $n \times s$ e s é o número de parâmetros livres após as restrições. Nesse caso, a estatística do teste tem distribuição assintótica χ^2 com $r(n - s)$ graus de liberdade.

Para se determinar o número de defasagens a serem usadas no VEC, existem vários critérios de informação que podem ser utilizados, tendo sido adotados os seguintes: a) *Akaike Information Criterion* (AIC), b) *Hannan-Quinn Criterion* (HQ), c) *Schwarz Criterion* ou *Bayesian Information Criterion* (SC) e d) *Final Prediction Criterion* (FPE), descritos no Apêndice [ver Lutkepohl (1991)]. O número de defasagens foi escolhido ajustando o modelo da equação (21) para $p = 2, \dots, 8$ e selecionando o número de defasagens que minimizassem os critérios anteriores. Adotou-se o número de defasagens 4 indicado pelo

11 Determinado por $r = \text{posto}(\Pi = \gamma \alpha')$, podem ocorrer situações-limite onde $r = n$, caso em que o vetor x_t é estacionário, e $r = 0$, caso em que o vetor x_t não tem raiz comum (tendência comum).

12 Os valores críticos foram retirados de Osterwald-Lenum (1992).

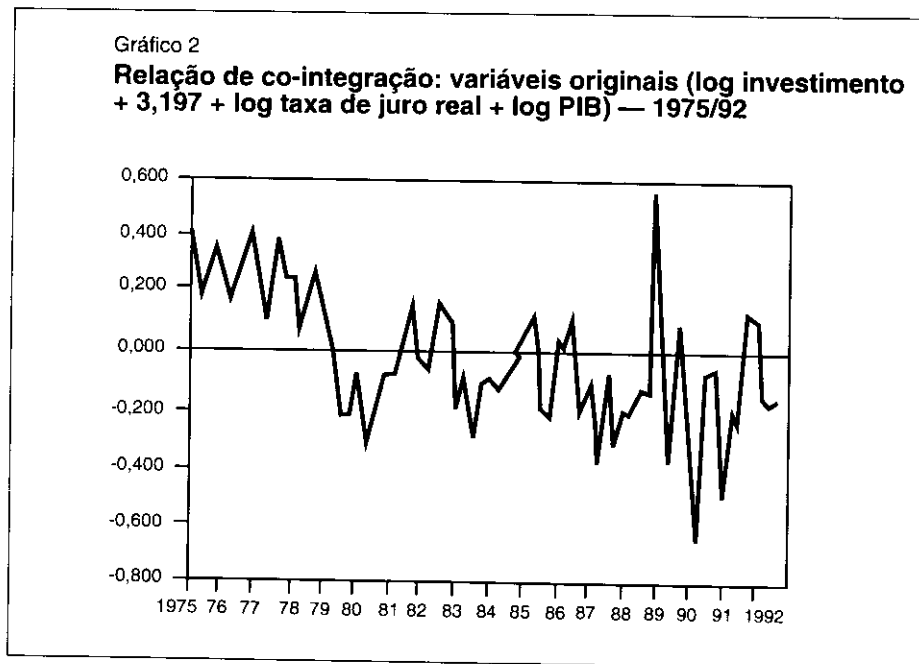
critério FPE e, então, executou-se o procedimento de Johansen. A Tabela 1 indica a existência de duas relações de co-integração tanto pelo teste do maior autovalor quanto pelo teste do traço.

O Gráfico 2 apresenta os valores da primeira relação de co-integração e mostra que esta relação, apesar de ter sido aceita como estacionária, apresenta uma mudança de nível no final da década de 70, o que é consistente com uma eventual mudança de regime da economia brasileira no período.

TABELA 1

Teste do número de relações de co-integração

H_1	Traço	Traço(0,90)	λ_{\max}	$\lambda_{\max}(0,90)$
$r < 2$	2,26	2,69	2,26	2,69
$r < 1$	17,40	13,33	15,14	12,07
$r = 0$	44,26	26,79	26,86	18,60



Os programas utilizados na estimação do modelo VEC e na etapa da identificação¹³ não permitem a inclusão de uma variável do tipo *dummy* dentro da relação de co-integração, o que impede a consideração do efeito da mudança de regime. Este efeito foi então retirado das séries pela substituição destas pelos respectivos resíduos de regressões simples com termo constante, entre cada uma das variáveis e uma *dummy*. Esta assume o valor 1 até 1978.III e 0 nos demais períodos. Os resultados das regressões (Tabela 2) indicam o efeito significativo da variável *dummy* sobre $\log y$ e $\log i$.

Utilizando as variáveis assim transformadas, repetiu-se o procedimento de Johansen. Os resultados estão apresentados na Tabela 3, a qual indica a existência de uma relação de co-integração pelo teste do maior autovalor, enquanto pelo teste do traço não existiria nenhuma relação de co-integração.

TABELA 2

Efeito da mudança de regime sobre as variáveis

Variável	Constante	Dummy	Teste t
$\log i$	4,331	0,267	6,2
$\log j$	-0,002	-0,003	-0,2
$\log y$	4,426	-0,085	-4,1

TABELA 3

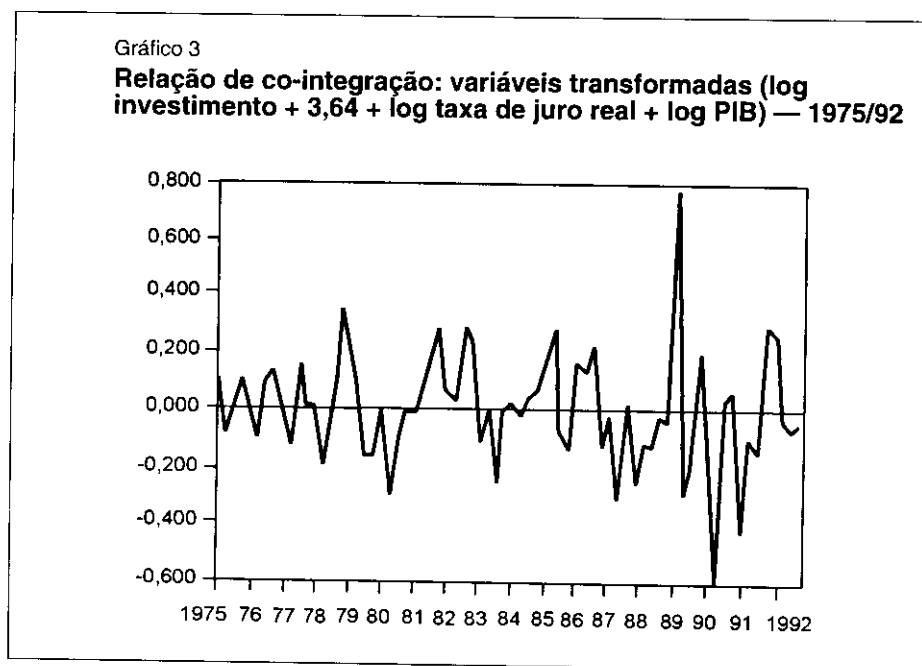
Teste do número de relações de co-integração

H_1	Traço	Traço(0,90)	λ_{\max}	$\lambda_{\max}(0,90)$
$r < 2$	1,24	2,69	1,24	2,69
$r < 1$	6,65	13,33	5,41	12,07
$r = 0$	25,69	26,79	19,04	18,60

13 Foi utilizada a rotina CATS implementada no pacote RATS para estimação da forma reduzida e uma outra rotina para obter a forma estrutural, gentilmente cedida por Anders Warne. Esta última pode ser obtida dos autores se necessário.

A ambigüidade dos resultados pode ser consequência do baixo poder desses testes, e é freqüente em trabalhos empíricos [ver Johansen e Juselius (1990 e 1992b)]. Esta ambigüidade foi resolvida admitindo uma relação de co-integração, pois este resultado está de acordo com a fundamentação teórica anteriormente exposta. Considerando-se a existência de uma relação de co-integração, foi testada a hipótese de crescimento equilibrado, ou seja, a hipótese de que os parâmetros relativos ao log do investimento *per capita* e ao log do PIB *per capita* tenham o mesmo valor absoluto e sinais opostos. Foi aceita a hipótese descrita na equação (3), onde $\beta = 3,64$ com *p-value* de 0,19. A estatística do teste dessa hipótese tem distribuição assintótica igual a uma χ^2 com dois graus de liberdade. Assim, toda análise subsequente é feita a partir dessa hipótese. Os valores dessa relação de co-integração estão apresentados no Gráfico 3, que mostra a estacionariedade da relação construída. O valor $-\beta$ mede a elasticidade-juro da relação *it*, a qual parece ser excessivamente alta. Testada a validade de valores menores para β verificou-se que aqueles inferiores a 2,7 são rejeitados, pois implicam *p-values* inferiores a 5%. Este conjunto de resultados revela que, embora este coeficiente esteja medido com incerteza, o efeito do juro real sobre a composição do PIB é significativo.

A existência de apenas uma relação de co-integração implica que essas variáveis têm duas tendências permanentes, existindo portanto dois choques com efeitos permanentes e um com efeitos transitórios. A Subseção 2.2.2 discute estas implicações.



4 - Resultados

O Gráfico 4 apresenta a resposta das diversas variáveis aos choques permanentes, ou seja, é fornecida a função de resposta a impulso (FRI) do modelo. O choque de juros real (CJR) deprime os investimentos e o PIB de forma permanente, alterando a relação de proporcionalidade entre eles. Já o choque de crescimento equilibrado (CCE), que capta o choque na taxa de crescimento da produtividade, expande os investimentos e o produto, mas tem um efeito nulo sobre a taxa de juro real no longo prazo.

A percentagem da variância do erro de previsão que pode ser atribuída a cada um dos choques indica a sua importância na determinação da trajetória das variáveis. A Tabela 4 apresenta um resumo desta decomposição para previsões um trimestre à frente — que denominamos curto prazo (CP) — e para o longo prazo (LP). O choque transitório explica boa parte dos movimentos de curto prazo do juro real, e os choques permanentes explicam a maior parte dos movimentos do investimento e do PIB, sendo que o PIB, no longo prazo, é determinado em proporções significativas por estes choques, o que indica a importância dos juros reais sobre a tendência de crescimento da economia brasileira.

A tendência estocástica do PIB é afetada por dois choques com efeitos permanentes: um de crescimento equilibrado e um de juro real. O efeito acumulado de cada um destes dois choques sobre a tendência do produto é apresentado no Gráfico 5, onde se pode verificar que a parcela da tendência do PIB que pode ser atribuída aos choques de crescimento equilibrado é bastante mais significativa do que aquela que pode ser atribuída aos choques de juro real. Também se pode verificar que os impactos mais significativos sobre a produtividade foram os decorrentes da crise cambial de 1982 e o aperto da liquidez do início do Governo Collor. Vale mencionar que os choques de produtividade apesar de terem um movimento errático mostrado no Gráfico 6, geram uma das componentes da tendência do PIB que pode ser interpretada. Finalmente, o Gráfico 7 apresenta a trajetória do logaritmo do PIB *per capita* e a tendência estocástica do produto construída. A Tabela 5 apresenta a proporção da variância da previsão para sucessivos trimestres à frente, de cada variável, que pode ser atribuída a cada um dos choques.

TABELA 4

Percentagem da variância do erro de previsão

Choques	Investimento		Juro real		PIB	
	CP	LP	CP	LP	CP	LP
Juros reais	95	93	3	100	8	34
Produtividade	5	7	6	0	85	66
Transitório	0	0	91	0	7	0

Gráfico 4

Funções de resposta a impulsos

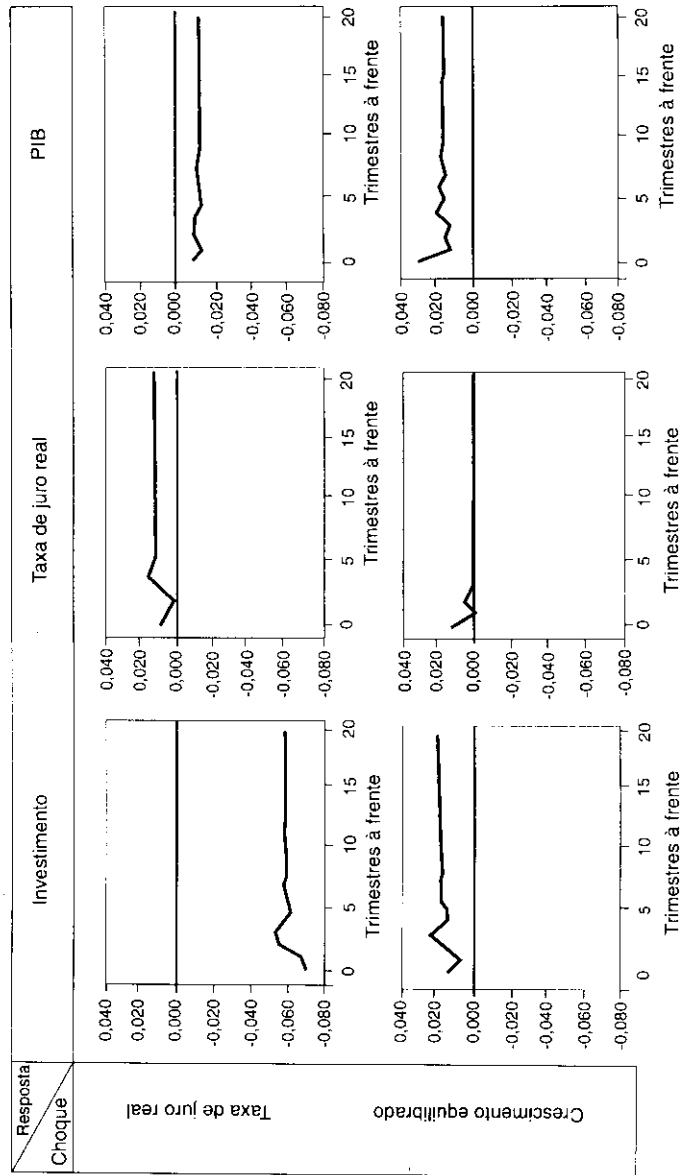


Gráfico 5
Decomposição da tendência do PIB — 1976.II/1992.IV

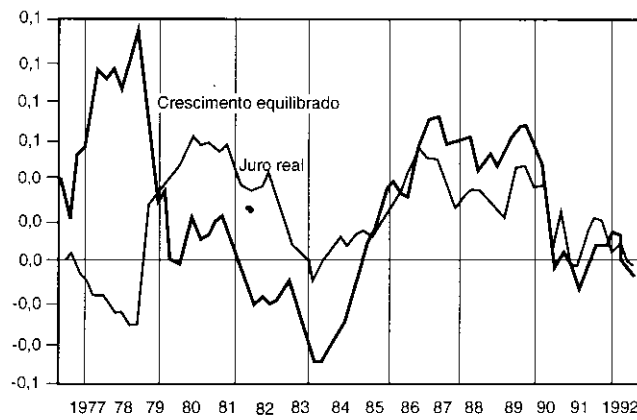


Gráfico 6
Choque de crescimento equilibrado — 1976.II/1992.IV

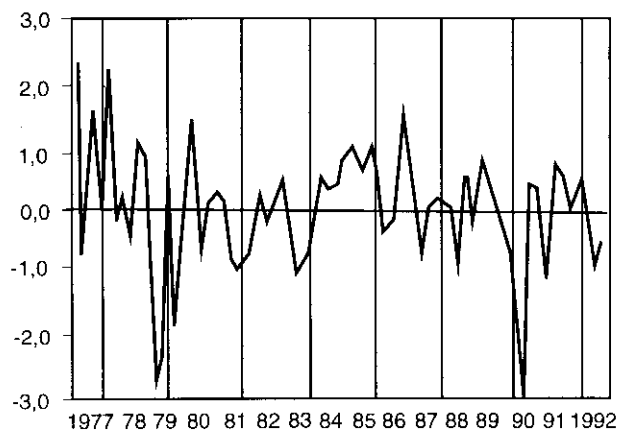


TABELA 5

Decomposição da variância do erro de previsão

Passos	Investimento		
	Choque de juro real	Choque de crescimento equilibrado	Choque transitório
1	0,94681	0,04552	0,00767
2	0,95965	0,02705	0,01330
3	0,94855	0,04074	0,01071
4	0,92041	0,06612	0,01347
5	0,92224	0,06631	0,01145
6	0,92668	0,06341	0,00991
7	0,92621	0,06496	0,00883
8	0,92461	0,06756	0,00783
9	0,92410	0,06888	0,00702
10	0,92470	0,06896	0,00634
11	0,92498	0,06922	0,00580
12	0,92471	0,06995	0,00534
13	0,92458	0,07048	0,00494
14	0,92468	0,07072	0,00460
15	0,92473	0,07097	0,00431
16	0,92469	0,07126	0,00405
17	0,92466	0,07152	0,00382
18	0,92467	0,07172	0,00361
19	0,92468	0,07189	0,00342
20	0,92468	0,07206	0,00326
Longo prazo	0,92465	0,07535	0,00000

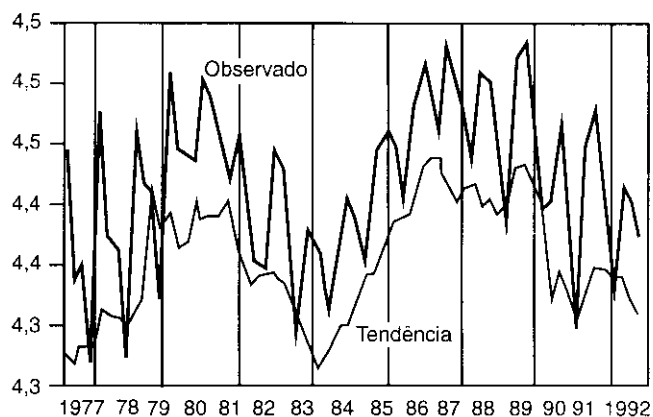
(continua)

Taxa de juro			
Passos	Choque de juro real	Choque de crescimento equilibrado	Choque transitório
1	0,03352	0,06062	0,90586
2	0,05533	0,05934	0,88534
3	0,05862	0,06416	0,87723
4	0,07973	0,06371	0,85655
5	0,14264	0,05934	0,79803
6	0,19003	0,05609	0,75388
7	0,22460	0,05370	0,72170
8	0,25685	0,05166	0,69149
9	0,28868	0,04950	0,66183
10	0,31876	0,04740	0,63384
11	0,34550	0,04554	0,60896
12	0,36970	0,04386	0,58644
13	0,39272	0,04226	0,56502
14	0,41416	0,04077	0,54507
15	0,43395	0,03939	0,52665
16	0,45244	0,03811	0,50946
17	0,46983	0,03690	0,49328
18	0,48616	0,03576	0,47808
19	0,50149	0,03469	0,46382
20	0,51591	0,03369	0,45040
Longo prazo	1,00000	0,00000	0,00000

(continua)

Passos	PIB		
	Choque de juro real	Choque de crescimento equilibrado	Choque transitório
1	0,08150	0,85097	0,06753
2	0,16645	0,74070	0,09285
3	0,18910	0,72778	0,08312
4	0,20641	0,70575	0,08783
5	0,21047	0,71810	0,07143
6	0,23730	0,70019	0,06251
7	0,25048	0,69496	0,05455
8	0,26067	0,68978	0,04955
9	0,26399	0,69143	0,04458
10	0,27171	0,68753	0,04076
11	0,27705	0,68555	0,03740
12	0,28215	0,68316	0,03469
13	0,28504	0,68272	0,03224
14	0,28860	0,68122	0,03018
15	0,29145	0,68024	0,02832
16	0,29425	0,67905	0,02671
17	0,29634	0,67841	0,02525
18	0,29846	0,67759	0,02395
19	0,30027	0,67695	0,02278
20	0,30202	0,67626	0,02172
Longo prazo	0,33631	0,66369	0,00000

Gráfico 7
PIB Tendencial — 1976.II/1992.IV



5 - Conclusões

Este artigo adota uma metodologia para identificar modelos Auto-Regressivos Vetoriais Estruturais (VAR Estrutural) que utiliza um grau menor de arbítrio ao considerar as propriedades das relações de co-integração entre as variáveis. Do ponto de vista metodológico, ficam algumas questões. A baixa potência dos testes de raiz unitária e a do teste do número de relações de co-integração tornam muitas vezes ambíguos os resultados e dificultam a sua interpretação. Especialmente o efeito do número de defasagens adotado sobre o número de relações de co-integração necessita de mais investigação para se averiguar o grau desta sensibilidade.

Confirma-se o ponto de vista de que os choques que têm efeitos permanentes sobre os juros reais afetam não apenas a composição do produto, mas também a tendência de crescimento da economia brasileira.

Apêndice

A.1 - Valores críticos

A Tabela A.1 indica os valores críticos para as estatísticas do teste de raiz unitária¹⁴ para os tamanhos amostrais das variáveis utilizadas. Os testes t ($\tau_{\alpha\mu}$, $\tau_{\alpha\tau}$, $\tau_{\beta\tau}$) são para $H_0: \alpha = 0$, $H_0: \alpha = 0$ e $H_0: \beta = 0$ nas equações (18), (19) e (20), respectivamente. Na Tabela A.2 reproduzimos os valores críticos para o nível de significância de 5% e o tamanho amostral de 50 e 100 observações [Dickey e Fuller (1979)].

TABELA A.1

Valores críticos — ordem de integração

Teste	Tamanho amostral					
	T=81		T=77		T=67	
	Valor crítico		Valor crítico		Valor crítico	
	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05
τ	-2,592	-1,944	-2,593	-1,944	-2,597	-1,945
τ_{μ}	-3,512	-2,897	-3,516	-2,899	-3,530	-2,905
τ_{τ}	-4,074	-3,465	-4,080	-3,468	-4,099	-3,477

TABELA A.2

Valores críticos — outros parâmetros

Teste	$\tau_{\alpha\mu}$	$\tau_{\alpha\tau}$	$\tau_{\beta\tau}$
T=50	2,89	3,47	3,18
T=100	2,86	3,42	3,14

¹⁴ Valores críticos válidos tanto para os testes Dickey-Fuller quanto para aqueles de Phillips-Perron.

A.2 - Número de defasagens no VAR

No modelo (21) o número de defasagens é escolhido através da minimização dos seguintes critérios de informação:

a) Final Prediction Error:

$$FPE(m) = [(T + nm + 1) / (T - nm - 1)]^n |\Sigma|$$

b) Akaike Information Criterion:

$$AIC(m) = \ln |\Sigma| + (2/T)(n^2 m + n)$$

c) Hannan-Quinn Criterion:

$$HQ(m) = \ln |\Sigma| + 2 [\ln \ln(T) / T] (n^2 m + n)$$

d) Schwarz Criterion:

$$SC(m) = \ln |\Sigma| + [\ln(T) / T] (n^2 m + n)$$

onde n é o número de variáveis, m o número de defasagens e T o número de observações.

A.3 - Testes de raiz unitária

A tabela a seguir mostra os testes da presença de raiz unitária para as variáveis envolvidas no estudo. As estatísticas apresentadas são as já citadas τ , τ_{μ} , τ_{τ} , $\tau_{\alpha\mu}$, $\tau_{\alpha\tau}$ e $\tau_{\beta\tau}$, além da estatística de Box-Pierce (Q) para testar autocorrelação residual (nas tabelas, todas as variáveis são testadas sem componente auto-regressivo, excluindo o PIB, que precisou de quatro componentes auto-regressivos, segundo a estatística Q de Box-Pierce).

TABELA A.3

Testes de raiz unitária

Variável	Índice de PIB investimento	Taxa de juro real	Taxa de juro nominal	Taxa de inflação (IGP-DI)	
τ	-1,33	0,32	-6,65	-1,62	-1,74
	-9,34	-3,28	-12,85	-8,62	-8,96
Q(24)	37,72	18,49	18,06	22,91	20,28
	27,56	17,79	30,15	26,03	25,37
τ_{μ}	-1,30	-2,31	-6,66	-2,93	-3,10
	-9,52	-3,25	-12,76	-8,58	-8,91
$\tau_{\alpha\mu}$	1,20	2,32	-0,74	2,45	2,55
	-1,47	0,24	0,24	0,48	0,40
Q(24)	36,62	18,61	18,81	19,75	16,81
	30,24	18,03	30,22	26,30	25,77
τ_{τ}	-1,90	-2,16	-6,77	-4,67	-4,65
	-9,46	-3,31	-12,67	-8,52	-8,84
$\tau_{\alpha\tau}$	1,83	2,18	-1,40	-0,67	-0,34
	-1,02	0,79	-0,17	-0,01	0,05
$\tau_{\beta\tau}$	-1,42	0,49	1,18	3,45	3,25
	0,39	-0,75	0,33	0,27	0,14
Q(24)	36,74	20,16	21,81	17,44	16,92
	30,92	17,91	30,23	26,28	25,85

Abstract

After a period of continuous and fast economic growth in the 70's the Brazilian economy faced, in the following decade, a period of great instability in its rate of growth. This article assesses to what extent the periods of slow and fast economic growth of Brazil can be explained by two types of exogeneous and persistent shocks: a real interest rate shock and a productivity shock.

The econometric methodology adopted is discussed in detail in King et alii (1991) and Mellander et alii (1992) and represents an improvement of estimation and identification procedures usually adopted in Vector Autoregression Models (VAR).

Our major findings were the presence of a stochastic trend in GDP and that this trend is affected by two basic types of shocks: a real interest rate shock and a productivity shock. We also show that a positive real interest rate shock affects the composition of GDP reducing the share of investment.

Bibliografia

- BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correction. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 25, p. 49-100, 1986.
- BEVERIDGE, S., NELSON, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the "business cycles". *Journal of Monetary Economics*, v. 7, p. 151-174, 1981.
- BLANCHARD, O., QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v. 79, p. 655-673, 1989.
- BLOUGH, S. R. *On the impossibility of testing for unit roots and cointegration in finite samples*. Johns Hopkins University, 1988 (Working Paper, 211).
- CAMPBELL, J. Y., MANKIW, N. G. Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, p. 857-80, 1987.
- CAMPBELL, J. Y., PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit root. *NBER Macroeconomics Annual*, p. 141-201, 1991.
- CAMPBELL, J. Y., SHILLER, R. J. Interpreting cointegrated models. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v. 12, p. 505-522, 1988.
- COCHRANE, J. H. *Univariate vs. multivariate forecasts of GNP growth and stock returns: evidence and implications for methods, and tests of the permanent income hypothesis*. Cambridge, MA: NBER, 1990 (Working Paper, 3.427).
- . A critique of the application of unit root tests. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 15, p. 275-284, 1991.
- DICKEY, D. A., BELL, W. A., MILLER, R. B. Unit roots in time series models: tests and implications. *American Statistician*, v. 40, p. 12-22, 1986.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.
- . Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1.057-1.072, 1981.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FACKLER, P. F. Vector autoregressive techniques for structural analysis. *Revista de Análise Econômica*, v. 3, n. 2, 1988.
- FULLER, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley, 1976.

- GRANGER, C. W. J. Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 48, n. 3, p. 213-228, 1986.
- HARVEY, A. C. *Forecasting, structural time series models, and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- . Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1.551-1.580, 1991a.
- . *An I(2) cointegration analysis of the purchasing power parity between Australia and the United States*. University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, 1991b (Working Paper, 31).
- . *Identifying restrictions of linear equations*. University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, 1992a (Unpublished manuscript).
- . A representation of vector autoregressive processes integrated of order. *Econometric Theory*, v. 8, n. 2, p. 188-202, 1992b.
- . Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 3, p. 383-397, 1992c.
- . *The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables*. University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, 1993 (Unpublished manuscript).
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with applications to the demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-210, 1990.
- . *identification of the long-run and the short-run structure: an application to the ISML model*. University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, 1992a (Unpublished manuscript).
- . Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, v. 53, p. 211-244, 1992b.
- JUSELIUS, K. *Manual to cointegration analysis of time series: CATS in RATS*. University of Copenhagen, Institute of Economic, 1991.
- KING, R. G. *et alii*. Stochastic trends and economic fluctuations. *The American Economic Review*, v. 81, p. 819-840, 1991.
- KYDLAND, F., PRESCOTT, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, v. 50, p. 1.345-1.370, 1982.
- LUTKEPOHL, H. *Introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer-Verlag, 1991.

- LUTKEPOHL, H., REIMERS, Hans-Eggert. Impulse response analysis of cointegrated systems. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 16, p. 53-78, 1992.
- MACKINNON, J. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J.(eds.). *Long-run economic relationships: readings in cointegration*, Oxford: Oxford University Press, 1991.
- MELLANDER, E., VREDIN, A., WARNE, A. Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy. *Journal of Applied Econometrics*, v. 7, p. 369-394, 1992.
- NELSON, C. R., PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economic*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 3, p. 461-472, 1992.
- PERRON, P. *Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series*. Université de Montreal, Département de Sciences Economiques et C. R. D. E., 1993 (Unpublished manuscript).
- PHILLIPS, P. C. B. Time series regression with a unit root. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 277-301, 1987.
- PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1-48, 1980.
- . Are forecasting models usable for policy analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, p. 1-16, Winter 1986.
- STOCK, J. H., WATSON, M. W. Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, v. 83, n. 404, p. 1.097-1.107, 1988.
- WARNE, A. *A common trends model: identification, estimation and asymptotics*. Stockholm School of Economics, Department of Finance, 1991 (Unpublished manuscript).

(Originais recebidos em dezembro de 1994. Revisitos em maio de 1995.)